

# ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ ГИПЕРБОЛИЧЕСКОГО И ОБРАТНОГО ГАУССОВСКОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЙ

Е.В. Истигечева

Томский государственный университет систем управления и радиоэлектроники

E-mail: ievne@mail.ru

Рассматриваются гиперболическое и обратное гауссовское распределения из класса обобщенных гиперболических распределений для описания финансовых временных рядов. Предлагается алгоритм оценивания параметров этих распределений с помощью метода максимального правдоподобия. Апробация алгоритма проведена на примерах эмпирических финансовых временных рядов.

## Введение

Известно, что возвраты большинства финансовых активов являются лептокуртическими, т. е. функция плотности более вытянута в области среднего значения и имеет более тяжелые хвосты, чем у нормального распределения [1]. Неудовлетворительные результаты прогнозирования, полученные при условии нормальности распределения возвратов, заставляют искать новые распределения и разрабатывать подходы для обработки эмпирических финансовых данных. Так, *Mandelbrot* предложил использовать устойчивые законы Парето или  $\alpha$ -устойчивые законы для описания финансовых временных рядов [2]. В работах [3, 4] для этих целей было использовано обобщенное  $t$ -распределение Стюдента, в [5] – распределение Лапласа. В 1977 г. *Barndorff-Nielsen* [6] описал класс обобщенных гиперболических распределений (*Generalized Hyperbolic* – GH), который стал очень популярным в областях теоретической и практической статистик. GH-распределение активно использовалось в физике, биологии и агрономии, а в 1995 г. *Eberlein* и *Keller* впервые применили его в финансах [7]. Указанное распределение имеет ряд свойств, которые являются привлекательными для описания финансовых временных рядов:

- GH-распределение позволяет учитывать асимметричность (известно, что функция плотности возвратов финансовых активов имеет асимметрию);

- хвосты GH-распределения тяжелее, чем у нормального распределения (возникновение редких событий, влияющих на форму и вид хвостов, соответствует получению наибольшей возможной прибыли или риску наибольшего вероятного убытка).

В статье рассматриваются распределения, которые являются подклассами обобщенного гиперболического распределения: гиперболическое распределение (*Hyperbolic* HYP) и обратное гауссовское распределение (*Normal Inverse Gaussian* NIG). Предлагается алгоритм оценивания параметров этих распределений с использованием метода максимального правдоподобия.

## Постановка задачи

Функция плотности обобщенного гиперболического распределения имеет вид:

$$\begin{aligned} gh(x; \lambda, \mu, \alpha, \beta, \delta) = & \\ = & \frac{(\alpha^2 - \beta^2)^{\lambda/2}}{\sqrt{2\pi} \alpha^{\lambda-1/2} \delta^\lambda K_\lambda(\delta \sqrt{\alpha^2 - \beta^2})} (\delta^2 + (x - \mu^2))^{(\lambda-1/2)/2} \times \\ & \times K_{\lambda-1/2}(\alpha \sqrt{\delta^2 + (x - \mu)^2}) \exp \beta(x - \mu), \end{aligned}$$

где  $\mu$  и  $\delta$  – параметры положения и масштаба;  $\beta$  – асимметрии,  $\alpha$  – устойчивости. Параметр  $\lambda \in R$  характеризует определенный подкласс из семейства

обобщенных гиперболических распределений. Для  $x \in R$  функция  $K_\lambda(\cdot)$  определяется модифицированной функцией Бесселя третьего порядка с параметром  $\lambda$

$$K_\lambda(x) = \frac{1}{2} \int_0^\infty y^{\lambda-1} \exp\left(-\frac{x}{2}\left(y + \frac{1}{y}\right)\right) dy, \quad x > 0$$

и следующими свойствами:

1.  $K_\lambda$  является симметричной относительно  $\lambda$ , т. е.

$$K_\lambda(x) = K_{-\lambda}(x).$$

2. Для  $\lambda = \pm \frac{1}{2}$ , имеем  $K_{\pm \frac{1}{2}}(x) = \sqrt{\frac{\pi}{2}} x^{-\frac{1}{2}} e^{-x}$ .

3.  $K'_\lambda(x) = -\frac{\lambda}{x} K_\lambda(x) - K_{\lambda-1}(x)$ .

4.  $R_\lambda(x) = \frac{K_{\lambda+1}(x)}{K_\lambda(x)}$ .

5.  $(\log K_\lambda(x))' = \frac{\lambda}{x} - R_\lambda(x)$ .

Так, параметр  $\lambda=1$  приводит к гиперболическому распределению с плотностью:

$$\text{hyp}(x; \alpha, \beta, \delta, \mu) = \frac{\sqrt{\alpha^2 - \beta^2}}{2\delta\alpha K_1(\delta\sqrt{\alpha^2 - \beta^2})} \times \\ \times \exp(-\alpha\sqrt{\delta^2 + (x-\mu)^2} + \beta(x-\mu)).$$

Соответственно, при  $\lambda = -\frac{1}{2}$  получаем обратное гауссовское распределение с плотностью:

$$\text{nig}(x; \alpha, \beta, \delta, \mu) = \frac{\alpha\delta}{\pi} \frac{K_1\left(\alpha\delta\sqrt{1 + \left(\frac{x-\mu}{\delta}\right)^2}\right)}{\sqrt{\delta^2 + (x-\mu)^2}} \times \\ \times \exp(\delta\sqrt{\alpha^2 - \beta^2} + \beta(x-\mu)).$$

Назначение параметров  $\alpha$  и  $\beta$  для функции  $gh(x, \lambda, \mu, \alpha, \beta, \delta)$  предлагается осуществлять с применением двух параметризаций [8]:

$$\beta = \frac{\zeta\tau}{\delta} \quad \text{и} \quad \alpha = \frac{\zeta\sqrt{1+\tau^2}}{\delta}.$$

Тогда функции плотности исследуемых распределений приобретают следующий вид:

$$\text{hyp}(x, \tau, \zeta, \delta, \mu) = \frac{1}{2\delta\sqrt{1+\tau^2}K_1(\zeta)} \times \\ \exp\left(-\zeta\left[\sqrt{1+\tau^2}\sqrt{1+\left(\frac{x-\mu}{\delta}\right)^2} - \tau\frac{x-\mu}{\delta}\right]\right)$$

и  $\text{nig}(x, \tau, \zeta, \delta, \mu) = \frac{\zeta\sqrt{1+\tau^2}}{\pi} \times$

$$\frac{K_1\left(\zeta\sqrt{1+\tau^2}\sqrt{1+\left(\frac{x-\mu}{\delta}\right)^2}\right)}{\sqrt{\delta^2 + (x-\mu)^2}} \exp\left(\zeta + \frac{\zeta\tau}{\delta}(x-\mu)\right).$$

Ставится задача оценивания четверки параметров  $(\tau, \zeta, \delta, \mu)$  гиперболического и обратного гауссовского распределений с использованием метода максимального правдоподобия.

#### Оценивание параметров

Предположим, что  $x_i, i=1, \dots, n$  – независимые наблюдения, тогда функции максимального правдоподобия для НГР и NIG-распределений имеют следующий вид:

$$L_1 = \sum_{i=1}^n \log(\text{hyp}(x_i, \tau, \zeta, \delta, \mu)),$$

$$L_2 = \sum_{i=1}^n \log(\text{nig}(x_i, \tau, \zeta, \delta, \mu)).$$

Поиск максимума осуществляется в соответствии с выполнением необходимого условия существования экстремума четырех переменных.

В случае гиперболического распределения:

$$\frac{dL_1}{d\tau} = \frac{\zeta}{\delta} \left( \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) - \frac{\tau}{\sqrt{1+\tau^2}} \times \right. \\ \left. \times \sum_{i=1}^n \sqrt{\delta^2 + (x_i - \mu)^2} - \frac{n\tau\delta}{\zeta(1+\tau^2)} \right) = 0;$$

$$\frac{dL_1}{d\zeta} = \frac{1}{\delta} \left( -n\delta \left( \frac{1}{\zeta} - R_1(\zeta) - \sqrt{1+\tau^2} \times \right. \right. \\ \left. \left. \times \sum_{i=1}^n \sqrt{\delta^2 + (x_i - \mu)^2} + \tau \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) \right) \right) = 0;$$

$$\frac{dL_1}{d\delta} = \frac{\zeta}{\delta^2} \left( \frac{-n\delta}{\zeta} + \sqrt{1+\tau^2} \times \right. \\ \left. \times \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{\sqrt{\delta^2 + (x_i - \mu)^2}} - \tau \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) \right) = 0;$$

$$\frac{dL_1}{d\mu} = \frac{\zeta}{\tau} \left( \sqrt{1+\tau^2} \sum_{i=1}^n \frac{x_i - \mu}{\sqrt{\delta^2 + (x_i - \mu)^2}} - n\tau \right) = 0.$$

Соответственно, для обратного гауссовского распределения:

$$\frac{dL_2}{d\tau} = \frac{2n\tau}{1+\tau^2} - \frac{\tau\zeta}{\sqrt{1+\tau^2}} \times \\ \times \sum_{i=1}^n \sqrt{1 + \left(\frac{x_i - \mu}{\delta}\right)^2} R_1(a_i) + \frac{\zeta}{\delta} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) = 0;$$

$$\frac{dL_2}{d\zeta} = n \left( 1 + \frac{2}{\zeta} \right) - \sqrt{1+\tau^2} \times \\ \times \sum_{i=1}^n \sqrt{1 + \left(\frac{x_i - \mu}{\delta}\right)^2} R_1(a_i) + \frac{\tau}{\delta} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) = 0;$$

$$\frac{dL_2}{d\delta} = \frac{-n}{\delta} + \frac{\zeta\sqrt{1+\tau^2}}{\delta^3} \times \\ \times \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^2}{\sqrt{1 + \left(\frac{x_i - \mu}{\delta}\right)^2}} R_1(a_i) - \frac{\tau\zeta}{\delta^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu) = 0;$$

$$\frac{dL_2}{d\mu} = \frac{-n\zeta\tau}{\delta} + \frac{\zeta\sqrt{1+\tau^2}}{\delta^2} \sum_{i=1}^n \frac{x_i - \mu}{\sqrt{1 + \left(\frac{x_i - \mu}{\delta}\right)^2}} R_1(a_i) = 0,$$

$$\text{где } a_i = \zeta\sqrt{1+\tau^2} \sqrt{1 + \left(\frac{x_i - \mu}{\delta}\right)^2}.$$

Алгоритмы решений двух указанных систем нелинейных уравнений относительно неизвестных параметров  $(\tau, \zeta, \delta, \mu)$  в предположении единственности экстремума осуществляются на базе рекуррентных процедур методом наискорейшего спуска, сопряженных градиентов и т. п.

Для NIG-распределения в качестве начальных значений искомых параметров используются решения, определяемые следующей системой уравнений:

$$\begin{aligned} E(X) &= \mu + \delta\tau; \\ V(X) &= \frac{\delta^2(1+\tau^2)}{\zeta}; \\ S(X) &= 3\frac{\tau}{\sqrt{\zeta}\sqrt{1+\tau^2}}; \\ K(X) &= \frac{3}{\zeta} \left( 1 + 4\frac{\tau^2}{1+\tau^2} \right). \end{aligned}$$

Здесь  $E(X)$  – математическое ожидание выборки,  $V(X)$  – дисперсия,  $S(X)$  – коэффициент асимметрии,  $K(X)$  – куртозис. Решение этой системы уравнений приведет к нахождению параметров  $(\tau, \zeta, \delta, \mu)$ , которые могут быть использованы в качестве начальных значений для оценивания параметров гиперболического и обратного гауссовского распределений.

Соответственно, для НУР-распределения в качестве начальных значений используются данные HyperbolicDist R-packages [9].

#### Эконометрических анализ данных

В работе используются данные по валютным парам EUR/USD, GBP/USD, USD/JPY, USD/CHF за период с 03.01.2004 по 29.09.2006 г. (всего 455 значений) в качестве эмпирических временных рядов для оценивания параметров НУР- и NIG-распределений. Данные состоят из дневных цен закрытия, из которых формируются логарифмические

возвраты, т. е.  $\ln \frac{S_n}{S_{n-1}}$ , где  $S_n$  – значение котировки валютной пары в день  $n$ .

В табл. 1 сведены основные статистические характеристики по всем валютным парам, в табл. 2 показаны оценки параметров для НУР- и NIG-распределений.

**Таблица 1.** Основные статистические характеристики

| Котировки валют | $M(X)$   | $V(X)$   | $S(X)$   | $K(X)$  |
|-----------------|----------|----------|----------|---------|
| EUR/USD         | -0,0001  | 0,000029 | 0,21673  | 0,09510 |
| GBP/USD         | -0,00002 | 0,000025 | 0,23685  | 0,03847 |
| USD/JPY         | 0,00031  | 0,000028 | -0,43221 | 1,03296 |
| USD/CHF         | 0,00019  | 0,000035 | -0,36500 | 0,22951 |

**Таблица 2.** Оценки параметров для НУР и NIG-распределений

| Котировки валют          | Параметры |          |          |          |
|--------------------------|-----------|----------|----------|----------|
|                          | $\tau$    | $\zeta$  | $\delta$ | $\mu$    |
| <b>НУР-распределение</b> |           |          |          |          |
| EUR/USD                  | 0,34582   | 20,54527 | 0,02205  | -0,00832 |
| GBP/USD                  | 3,66805   | 16,96968 | 0,12459  | -0,06550 |
| USD/JPY                  | -0,28113  | 5,81484  | 0,01085  | 0,00417  |
| USD/CHF                  | -0,43780  | 9,93258  | 0,01571  | 0,00813  |
| <b>NIG-распределение</b> |           |          |          |          |
| EUR/USD                  | 0,07070   | 7,07653  | 0,01420  | -0,00114 |
| GBP/USD                  | 5,25364   | 10,64734 | 0,12843  | -0,04730 |
| USD/JPY                  | -0,20705  | 4,60074  | 0,01119  | 0,00277  |
| USD/CHF                  | -0,28605  | 2,11668  | 0,01644  | 0,01459  |

Из табл. 1 видно, что распределение логарифмических возвратов эмпирических данных характеризуется асимметрией, наличием куртозиса и не может быть описано распределением Гаусса. Используя оценки параметров из табл. 2, можно построить гиперболическое или обратное гауссовское распределения, позволяющие наиболее адекватно описать эмпирические финансовые данные.

#### Выводы

Рассмотрены гиперболическое и обратное гауссовское распределения из класса обобщенных гиперболических распределений и предложен алгоритм оценивания параметров этих распределений с помощью метода максимального правдоподобия. Полученные оценки параметров используются для описания финансовых временных рядов и построения адекватных математических моделей. Алгоритм успешно апробирован на эмпирических данных.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Mandelbrot B. The variation of certain speculative prices // Journal of Business. – 1963. – V. 36. – P. 394–419.
2. Гамровски Б., Рачев С. Финансовые модели, использующие устойчивые законы // Обзорные прикладной и промышленной математики. – 1995. – Т. 2. – Вып. 4. – С. 556–604.
3. Bollerslev T. A conditionally heteroscedastic time series model for speculative prices and rates of return // Review of Economics and Statistics. – 1987. – V. 69. – P. 542–547.
4. Wagner N., Marsh T. Measuring tail thickness under GARCH and

- an application to extreme exchange rate changes // Journal of Empirical Finance. – 2005. – V. 12. – P. 165–185.
5. <http://taylorandfrancis.metapress.com>
6. Barndorff-Nielsen O. E. Exponentially decreasing distributions for the logarithm of particle size // Proc. of the Royal Society London. – 1977. – V. A353. – P. 401–419.
7. Eberlein E., Keller U. Hyperbolic distributions in finance // Bernoulli. – 1995. – V. 1. – P. 281–299.
8. <http://cran.r-project.org>
9. <http://interstat.statjournals.net>